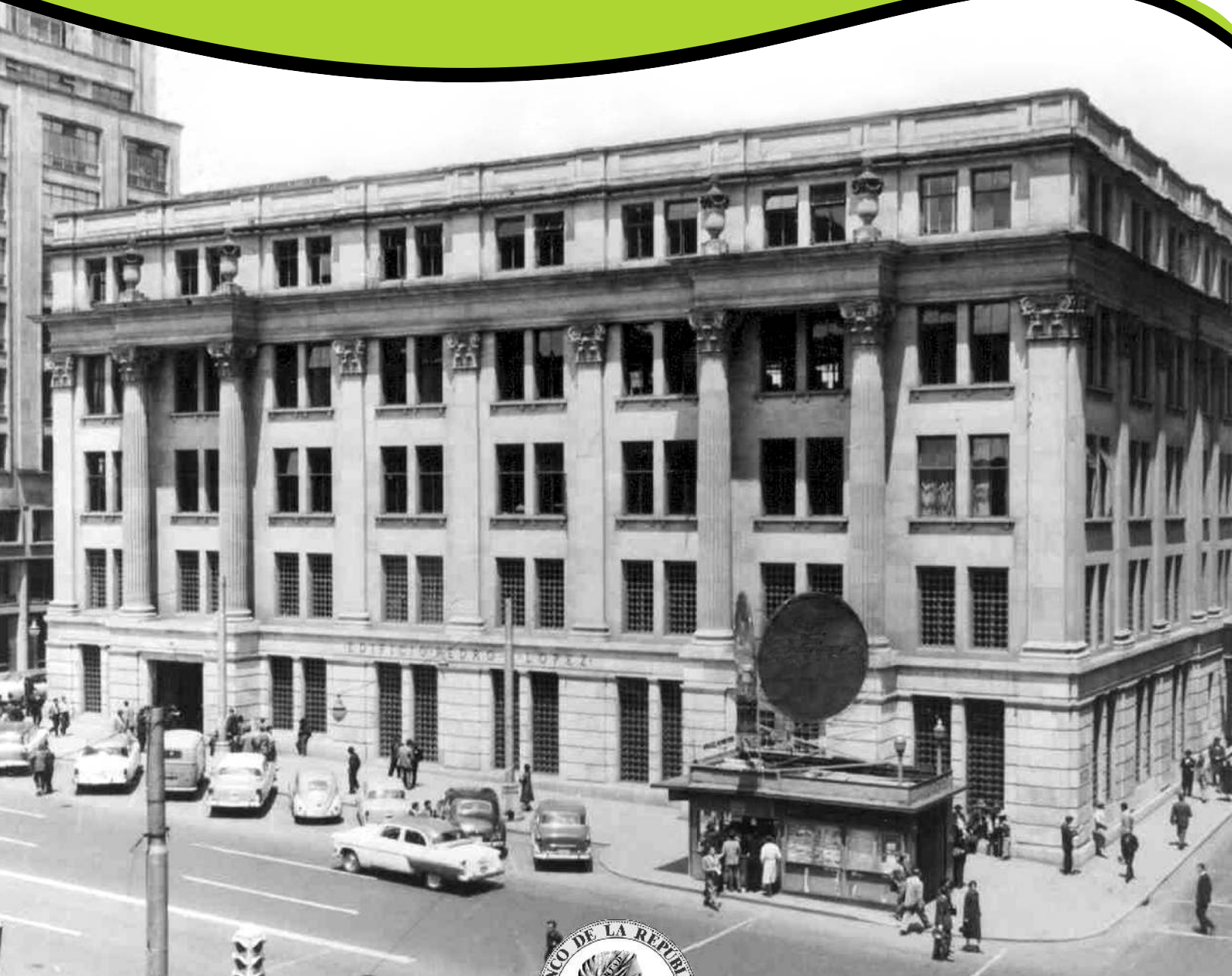


colombianas del período 1996-2006:
una interpretación

Por : Carlos Esteban Posada P
Camilo Morales J

Borradores de ECONOMÍA

No. 465
2007



tá - Colombia - Bogotá - Colombia - Bogotá - Colombia - Bogotá -



Colombia - Bogotá - Colombia - Bogotá - Colombia - Bogotá - Col

La inflación y la política monetaria colombianas del período 1996-2006: una interpretación *

Carlos Esteban Posada P. * y Camilo Morales J. *

Resumen

Con posterioridad al año 2000 la inflación colombiana ha mostrado una declinación gradual a pesar de que la economía colombiana es relativamente abierta y su tasa de cambio está sujeta a vaivenes intensos de los flujos de capital. ¿Por qué? Podrían mencionarse varias respuestas alternativas. El presente documento ofrece una: para la autoridad monetaria no es óptimo imponer o tolerar variaciones fuertes de la tasa de inflación y, por ende, se inclina a contrarrestar los efectos que tienen los movimientos exógenos de los flujos de capital sobre la inflación con una política monetaria pro-cíclica. Los datos de los últimos 10 años no sugieren lo contrario.

Abstract

In the last six years the Colombian inflation rate has shown a quite modest declination notwithstanding the Colombian economy is relatively open and his exchange rate is sensitive to the swings of the capital flows. Why? Several alternative answers could be mentioned. The present document offers one: the monetary authority prefers a gradual approach to reduce inflation and, therefore, counterbalances the effects that have the exogenous movements of the capital flows on the inflation with a pro-cyclical monetary policy. The data of the lasts 10 years do not suggest the opposite.

Palabras claves: inflación, revaluación, flujos de capital, función de pérdida, política monetaria pro-cíclica

Código JEL: E31; E41; E52; E58

* El presente documento es de la responsabilidad exclusiva de sus autores y, por tanto, no compromete al Banco de la República ni a sus directivas. Se agradecen los comentarios y ayudas de Luis Eduardo Arango, Luz Adriana Flórez, Andrés Felipe García, Munir Andrés Jalil, Lavan Mahadeva y Luis Fernando Melo.

* Investigador de la Unidad de Investigaciones Económicas del Banco de la República. Dirección: cposadpo@banrep.gov.co

* Estudiante de Economía de la Universidad de Antioquia en pasantía en el Banco de la República.

1. Introducción

En Colombia se ha observado una revaluación nominal del peso frente al dólar desde principios de 2003, pese a que el país ha tenido una inflación y una tasa de expansión monetaria mayores que las de Estados Unidos y un crecimiento de los agregados monetarios significativamente superior al del ingreso nominal¹.

En promedio, entre 2003 y 2006, la inflación fue de 5,3% anual (una media que no debe ocultar su caída año tras año), el crecimiento del PIB nominal fue 12,1% y la revaluación nominal del peso frente al dólar fue 1% anual. Por otro lado, al analizar los agregados monetarios para el mismo período, vemos que las tasas anuales medias de aumento de la base monetaria y del agregado M3 fueron 19% y 14,7% respectivamente² (Tabla 1).

Tabla 1 Inflación y aumentos del producto y del dinero en Colombia: 2003-2006 (Variaciones porcentuales)					
	2003	2004	2005	2006	PROMEDIO
PIB real	3.86	4.87	4.72	6.8*	5.06
PIB nominal	12.32	12.79	10.70	12.41*	12.05
Inflación (IPC)	6.49	5.49	4.85	4.47	5.3
Base monetaria	16.48	16.69	19.55	23.38	19
M3	11.20	13.38	17.60	16.64	14.7
Variación de la tasa de cambio nominal (pesos/dólar)	14.74	-8.74	-11.63	1.60	-1.01
Fuentes: DANE y Banco de la República. Cálculos propios. Los crecimientos de la base monetaria y de M3 se calcularon como los promedios aritméticos simples anuales de las tasas de crecimiento anual para cada uno de los meses. Las variaciones del PIB real y nominal y de la inflación son para el año completo (diciembre-diciembre). La variación de la tasa de cambio se calcula sobre sus promedios anuales. * Provisional.					

Las observaciones previas dan pie a las siguientes preguntas: 1) ¿Por qué no ha bajado más rápido la inflación, dada la revaluación nominal del peso? 2) ¿Por qué se observa una expansión monetaria tan grande? 3) ¿Será mayor la inflación futura (la de 2008, 2009 y 2010) a la presente, dada la expansión monetaria actual?

Este artículo tiene tres secciones además de esta introducción. En la sección 2 se presenta un modelo altamente simplificado pero capaz de responder las preguntas anteriores bajo una cierta perspectiva. La sección 3 realiza el contraste empírico del modelo de la sección anterior y responde las preguntas iniciales con base en este modelo

¹ Se dice “pese a” pues el modelo más sencillo de determinación de la tasa de cambio nominal (bajo movilidad imperfecta de capitales: Champ y Freeman, 2001, cap. 4) predice que, en el estado estable, las variaciones de esta se asocian positivamente a los excesos de inflación y, por ende, a los excesos monetarios en una economía con respecto a los de la economía cuya moneda sirve como patrón de comparación.

² Promedios aritméticos de las tasas de crecimiento anual de las variables en cada uno de los 12 meses.

y los hallazgos empíricos propios de su puesta a prueba. La sección 4 resume y concluye.

2. El modelo

2.1) Supuestos básicos

A continuación enumeramos los supuestos fundamentales del modelo:

- A) La economía es pequeña y abierta.
- B) El horizonte temporal se describe mediante dos períodos, presente y futuro.
- C) La autoridad monetaria tiene dos preocupaciones: a) las brechas presente y futura de inflación con respecto a su meta, es decir, la inflación del primer período con respecto a la meta del primer período y la inflación del segundo período con respecto a la meta del segundo período (suponemos exógenas las metas de inflación) y b) la brecha presente entre la devaluación y la inflación pues esta genera desalineaciones de la tasa de cambio real observada con respecto a la tasa real de equilibrio. Suponemos, por tanto, que la autoridad juzga inadecuadas tales desalineaciones por sus eventuales impactos negativos (no especificados). Suponemos que para la autoridad monetaria no es motivo de preocupación una eventual brecha futura entre la devaluación y la inflación.
- D) En los dos períodos la brecha entre la tasa observada de inflación y la meta de inflación depende de dos variables: el grado de laxitud (o “postura”) de la política monetaria y la tasa de devaluación (revaluación) nominal.
- E) La tasa de devaluación tiene dos componentes: uno permanente, que es monetario, y uno de carácter transitorio o cíclico. Este último se asocia al componente transitorio de los flujos netos de capital. A su turno estos dependen del ciclo externo³.
- F) El PIB real y la tasa de cambio real de equilibrio de largo plazo son exógenos y, para simplificar, constantes.
- G) Los agentes no esperan devaluación externa ni inflación en el resto del mundo.
- H) Se hace abstracción de choques de precios relativos pues se supone que sólo tienen efectos pasajeros sobre la inflación.

2. 2) Función objetivo, restricciones y resultados

Sea la función objetivo de la autoridad monetaria la siguiente función de pérdida (X):

$$(2.2.1) \quad X = (\pi_1 - \bar{\pi}_1)^2 + \omega(\delta_1 - \bar{\pi}_1)^2 + \beta(\pi_2 - \bar{\pi}_2)^2; \quad \omega > 0, \quad 0 < \beta < 1$$

³ En lo sucesivo “transitorio” será sinónimo de cíclico, y cíclico hará referencia a los ciclos externos de los flujos de capital.

Siendo π , $\bar{\pi}$ y δ la tasa observada de inflación, la meta de inflación y la tasa observada de devaluación (o revaluación), respectivamente. Los subíndices 1 y 2 indican los períodos presente (1) y futuro (2). ω es el peso relativo asignado por la autoridad monetaria a la brecha entre devaluación e inflación y β es el factor de descuento que esta misma aplica a la brecha futura de inflación. Es decir, para la autoridad monetaria es fuente de pérdida las brechas de inflación (con respecto a unas metas de inflación que, en este contexto, son exógenas) y la brecha entre las tasa de devaluación e inflación presente⁴.

El programa de la autoridad monetaria es, entonces, minimizar (2.2.1) con sujeción a las restricciones asociadas a la determinación de las tasas observadas de inflación y devaluación. Estas restricciones son las siguientes hipótesis de determinación de la inflación y la devaluación:

$$(2.2.2) \quad \pi_1 = \theta\mu + \delta_1; \quad \theta > 0$$

$$(2.2.3) \quad \pi_2 = \psi\mu + \delta_2; \quad \psi > 0$$

$$(2.2.4) \quad \delta_1 = m^{ss} + \alpha\mu + \varphi_1 f_{a,1}^\gamma + \beta\varphi_1 (E_1[f_{a,2}])^\gamma; \quad \alpha > 0; \quad \varphi_1 < 0; \quad \gamma > 0;$$

$$(2.2.5) \quad \delta_2 = m^{ss} + \varphi_1 f_{a,2}^\gamma < 0$$

$$(2.2.6) \quad E_1[f_{a,2}] = f_{a,2} + \nu_2; \quad \nu_2 \geq \delta < 0$$

Siendo μ la *proxy* del patrón (o postura) de política monetaria cíclica presente (solo consideramos la existencia de una política cíclica en el período presente, así que se hace innecesario un subíndice para denominarla), m^{ss} la tasa de crecimiento de la cantidad nominal de dinero de estado estable⁵ y f_a el componente exógeno de los flujos netos de capital (medidos en dólares nominales). La diferencia entre el valor esperado en el presente de los flujos futuros de capital y el monto efectivo de estos es un error de pronóstico (ν). Para simplificar nos olvidamos de los componentes endógenos de los flujos de capital y suponemos que la política monetaria cíclica incide tanto en las tasas

⁴ Esta formulación no es usual; lo usual es considerar que la función de pérdida tiene dos argumentos: la inflación (o la brecha de inflación) y una brecha de producto (véase, por ejemplo, Obstfeld y Rogoff 1996, p. 636, y, en el caso colombiano, Bernal 2003). Con todo, la incertidumbre que rodea la estimación de una brecha de producto puede ser una de las razones para que las funciones-objetivo de un banco central carezcan de tal brecha (y solo tengan en cuenta variables de precios) sin que tal carencia impida tener funciones de reacción (de política) que estabilicen la economía (Leitemo y Lønning 2006).

⁵ Nótese que la razón de que esta aparezca en la ecuación de la devaluación es que, según el supuesto G, los agentes no esperan devaluación externa ni inflación en el resto del mundo

de inflación y devaluación presentes como en las futuras⁶. Además, en lo que sigue se supone, para hacer fácil el análisis, que m^{ss} es independiente de μ y que existe una relación lineal, *ceteris paribus*, entre la tasa de devaluación y la *proxy* de postura de política monetaria, μ .

Por tanto, el problema es:

$$\underset{\mu}{Min} X = \left[(\theta + \alpha)\mu + \phi_1 f_{a,1}^\gamma + \beta \phi_1 (E[f_{a,2}])^\gamma + Z_1 \right]^2 + \omega \theta^2 \mu^2 + \beta \left[\psi \mu + \phi_1 (E[f_{a,2}])^\gamma + Z_2 \right]^2$$

$$\text{Con: } Z_1 \equiv m^{ss} - \bar{\pi}_1; \quad Z_2 \equiv m^{ss} - \bar{\pi}_2$$

Las condiciones de óptimo son:

$$(2.2.7) \quad \frac{dX}{d\mu} = 0;$$

$$(2.2.8) \quad \frac{d^2 X}{d\mu^2} > 0$$

Es fácil comprobar el cumplimiento de la segunda condición. De la primera condición se deduce (dado el cumplimiento de la segunda condición) el nivel óptimo de postura de política monetaria:

$$(2.2.9) \quad \mu = - \frac{(\theta + \alpha)\phi_1}{[(\theta + \alpha)^2 + \omega\theta^2 + \beta\psi^2]} f_{a,1}^\gamma - \frac{(\theta + \alpha + \psi)\beta\phi_1}{[(\theta + \alpha)^2 + \omega\theta^2 + \beta\psi^2]} (E[f_{a,2}])^\gamma \\ - \frac{(\theta + \alpha)}{[(\theta + \alpha)^2 + \omega\theta^2 + \beta\psi^2]} Z_1 - \frac{\beta\psi}{[(\theta + \alpha)^2 + \omega\theta^2 + \beta\psi^2]} Z_2$$

Lo anterior significa (bajo el supuesto de que la tasa de aumento de la cantidad de dinero de estado estacionario sea igual a la meta de inflación) que para la autoridad monetaria es óptimo fijar una política coyuntural expansiva cuando: a) hay entrada neta de capitales ($f_{a,1} > 0$) y, entonces, tendencia a la revaluación, y viceversa⁷, y b) cuando

⁶ El supuesto de una sola política monetaria es meramente simplificador; si por el contrario se supusiera una política monetaria en el período presente y otra en el período futuro las implicaciones del modelo no cambiarían.

⁷ Mohanty y Klau (2005, citado por Edwards 2006) encontraron como rasgo usual en las funciones de reacción de los bancos centrales de economías emergentes la presencia del argumento “alteraciones de la tasa de cambio real”: su aumento induce aumentos de la tasa de interés del banco central. Esto obviamente es compatible con lo expuesto aquí. Para el caso colombiano Bernal (2003) encontró que el banco central aumenta su tasa de interés 2 punto básicos ante una devaluación real de 10%, siendo estadísticamente significativo el efecto pero, a su juicio, “considerablemente pequeño”.

hay expectativas de futuras entradas de capital ($E[f_{a,2}] > 0$) y, entonces, tendencia a la revaluación, y viceversa⁸.

No sobra aclarar que en el contexto actual un nivel (o grado) óptimo de política no significa necesariamente que lo sea para la sociedad pues no estamos suponiendo que la función objetivo de la autoridad monetaria sea idéntica a alguna función (que nosotros no definimos) de bienestar social.

En estado estable:

$$\mu = f_a = 0, \text{ lo cual implica que } \pi = m^{ss}$$

La principal implicación del modelo es la siguiente: en fases cíclicas de entradas netas de capitales y, por tanto, de tendencia a la revaluación nominal, o, de manera equivalente, cuando hay expectativas de entradas netas de capital, la política monetaria cíclica es expansiva, y, de manera simétrica, en fases cíclicas de salidas netas de capital, o de expectativas de salidas netas de capital, las autoridades aplican una política monetaria (cíclica) restrictiva.

3. Evidencia empírica, las implicaciones del modelo y las respuestas a las preguntas iniciales

El propósito de esta sección es formular un modelo estadístico que ponga a prueba el conjunto de las implicaciones del modelo teórico presentado en la sección 2, arrojando así respuestas a las preguntas iniciales. En este sentido, esta sección se subdividirá como sigue: primero, se mostrará cuales son nuestras *proxies* de política (postura) monetaria y de flujos de capital; segundo, se construirá nuestra variable de expectativas de flujos de capital, tercero, se presentará la estrategia econométrica para poner a prueba nuestro modelo teórico, cuarto, se expondrán los resultados de las estimaciones, quinto, se repetirá este ejercicio con una nueva forma de modelar las expectativas de flujos de capital y, finalmente, se responderán las preguntas iniciales.

3.1) Variables de política monetaria y de flujos de capital

Para definir nuestra variable de política monetaria tenemos en cuenta tanto los excesos monetarios como las tasas de interés de la autoridad monetaria en relación con las tasas

⁸ Debe notarse que la ecuación 8 es una función de reacción de la autoridad monetaria con dos características: a) responde a una optimización y b) no es una “regla de Taylor” puesto que ya se han reemplazado las tasas observadas de inflación (y devaluación) por sus determinantes, además de que nosotros hacemos abstracción de una eventual brecha de producto. En Bernal (2003) se encuentra un análisis del comportamiento de la tasa de interés del banco central colombiano a partir de una regla de Taylor convencional.

de interés del mercado. En el gráfico 1 se puede observar una variable de exceso monetario y una variable de brecha de tasas de interés, ambas definidas como:

$$\text{Exceso monetario} = \dot{M}_3 - \dot{Y}$$

$$\text{Brecha de tasas de interés} = \frac{i_{DTF} - i_{Banrep}}{i_{Banrep}}$$

Siendo⁹:

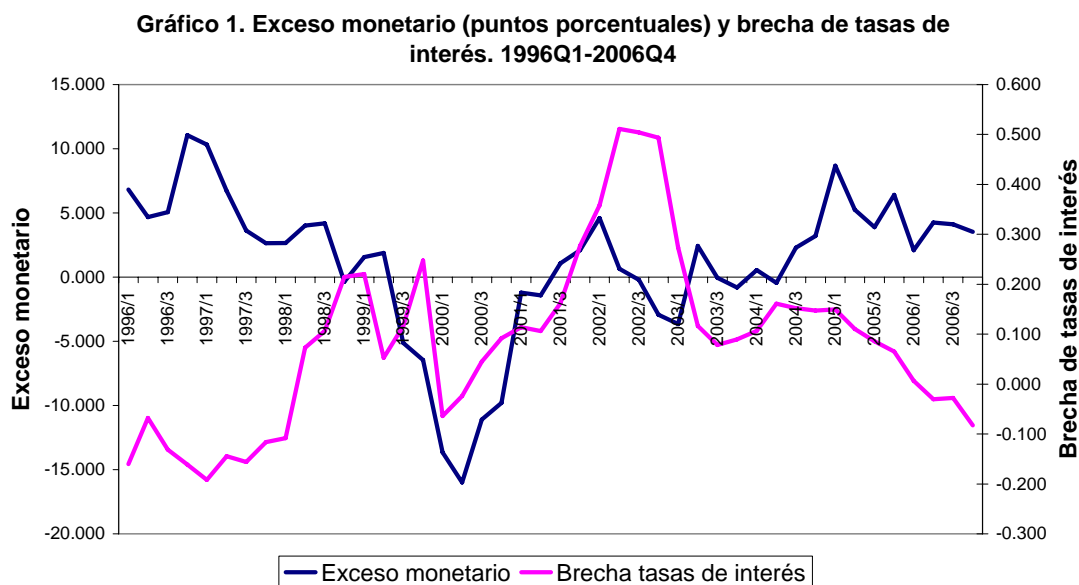
\dot{M}_3 : crecimiento anual de M3 (en puntos porcentuales)

\dot{Y} : crecimiento anual del PIB nominal (en puntos porcentuales)

i_{DTF} : tasa de interés DTF

i_{Banrep} : tasa de interés de subasta de expansión del Banco de la República

En el gráfico 1 puede observarse como no necesariamente en todas las épocas estas dos variables van en la misma dirección; es mas, en los dos últimos años pareciera que van en direcciones opuestas.



Fuente: Banco de la República. Cálculo de los autores

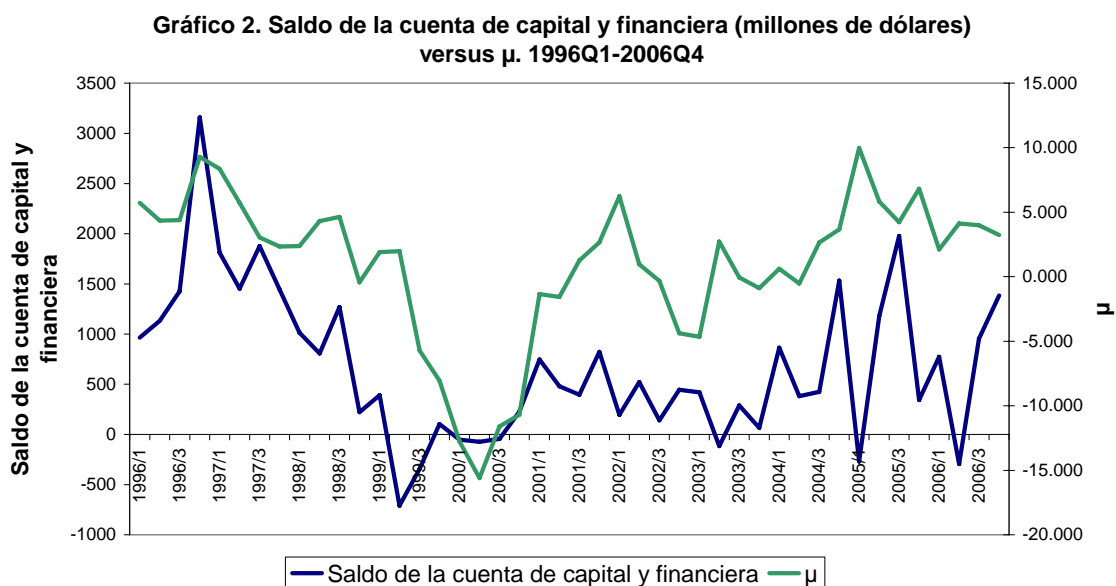
Definimos así la variable de política monetaria:

$$\mu = (\dot{M}_3 - \dot{Y}) * \left(1 + \frac{i_{DTF} - i_{Banrep}}{i_{Banrep}} \right)$$

⁹ La tasa de interés DTF, la tasa de interés de subasta de expansión del Banco de la República y el agregado monetario M3 fueron llevados a frecuencia trimestral a través de promedios aritméticos simples.

Así, nuestra variable de política monetaria corresponde a la de un exceso monetario ponderado por la brecha entra la tasa de interés de subasta de expansión del Banco de la República y la tasa de interés del mercado DTF (gráfico 2)¹⁰.

Por otro lado, se tomó como variable de flujos de capital el saldo de la cuenta de capital y financiera según la balanza de pagos (gráfico 2).



Fuente: Banco de la República. Cálculo de los autores.

3.2) Variable de expectativa de flujos de capital

Para poner a prueba las implicaciones del modelo teórico es necesario obtener una variable de expectativas de flujos de capital que cumpla con las condiciones supuestas, es decir, que en promedio los agentes no se equivoquen al realizar predicciones. Si bien pueden ser diversas las formas de obtener una variable de expectativas de flujos de capital, para este trabajo se definió como los flujos esperados con base en una modelación ARIMA. Ahora bien, para que las expectativas de este tipo se asemejen a las realizadas (probablemente) por los agentes en cada instante del tiempo se debe tener en cuenta que:

¹⁰ Hay tres razones para incluir un agregado monetario en nuestra definición de la variable μ : 1) la posibilidad de que los saldos reales de dinero sean un argumento no separable de la función de utilidad de los agentes (Woodford, 2007, p. 17), 2) la existencia de imperfecciones del mercado financiero que dificulten (o, por el contrario, aceleren o amplifiquen) la transmisión de una política monetaria que se ejecute sólo a través de tasas de interés, y 3) la esterilización imperfecta de operaciones cambiarias por el hecho de que son ejecutadas mediante subastas de precio rígido (cuando se fija, *ex ante*, la tasa de interés de política monetaria). Artículos como los de Dotsey *et al.* (2000), Teles y Zhou (2005), Söderström (2005) y Bachmeier *et al.* (2007) discuten razones teóricas o presentan evidencia empírica favorable al seguimiento de agregados monetarios.

A) Los agentes desconocen los verdaderos parámetros que generan la serie de flujos de capital.

B) Una buena estimación de un modelo ARIMA debe contar con un intervalo de tiempo que no sea ni muy extenso ni muy corto.

Dadas estas condiciones estimamos en cada período del tiempo (y con los datos disponibles hasta ese momento) un modelo ARIMA sobre la variable de flujos observados de capital, y, con los resultados obtenidos, realizamos pronósticos sobre estos. Las expectativas serán, entonces, el pronóstico del saldo de la cuenta de capital y financiera en $t+1$.

Dadas estas aclaraciones se procedió de la siguiente manera para determinar en cada período de tiempo los modelos ARIMA y, por lo tanto, las expectativas de flujos de capital:

A) Como solo se cuenta desde 1996 con datos trimestrales del saldo de la cuenta de capital y financiera de la balanza de pagos y antes sólo con datos anuales, se decidió trimestralizar la serie con la metodología de pronósticos condicionados de Guerrero (1989)¹¹. La trimestralización se realizó sobre el período 1986 - 1995. La estrategia consistió en invertir los datos trimestrales del período 1996:1 – 2006:4; con estos y con el valor conocido del saldo de la cuenta de capital y financiera al final del año se aplicó la metodología de Guerrero. Esto se hizo con el fin de tener una muestra de 9 años en 1995:4 para pronosticar los flujos de capital. El gráfico 3 muestra los resultados finales de este procedimiento.

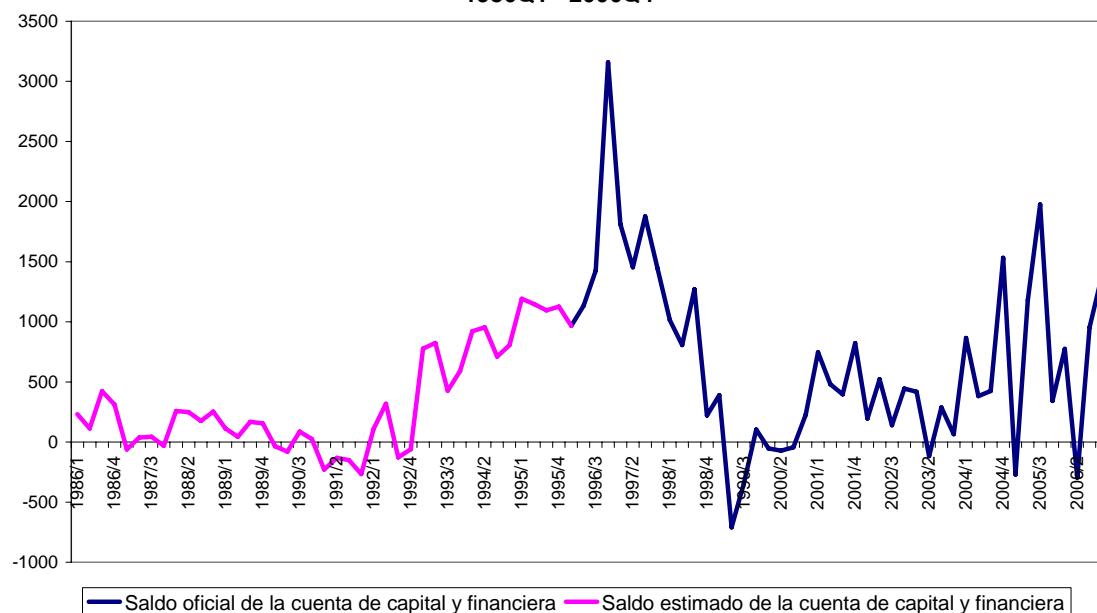
B) Partiendo de 1995:4, con la serie de saldo de cuenta de capital y financiera ya trimestralizada y, por lo tanto, con datos trimestrales desde 1986:1 hasta 2006:4 se procedió, en cada período de tiempo, a estimar un modelo ARIMA utilizando el indicado por el programa TRAMO-SEATS¹². En cada modelación ARIMA se tuvo un tamaño de muestra de nueve años, es decir, la muestra para realizar la estimación en el trimestre t es el conjunto de los datos del saldo de la cuenta de capital y financiera desde nueve años atrás ($t-35$); esto con el fin de ir quitando gradualmente importancia a los

¹¹ Esta desagregación se realizó con esta metodología y no con el método de desagregación de Guerrero (1990) o de Chow-Lin (1971) porque al aplicar estas metodologías con diferentes variables indicadoras (a saber, importaciones CIF - exportaciones FOB, cambio en reservas brutas del emisor, cambio en reservas netas del emisor y combinaciones de la primera con la segunda y tercera) se rechazaba la prueba de compatibilidad con P-valores ≈ 0 .

¹² Con respecto a este modelo se comprobó que los residuales cumplieran con la propiedad de la “in correlación” y pasaran la prueba estadística Q. Las estimaciones de los modelos ARIMA se realizaron utilizando el programa RATS. Para mas detalles sobre la estimación contactar a los autores.

valores estimados de la serie y contar con un intervalo de tiempo razonable que permitiera una buena estimación.

**Gráfico 3. Saldo de la cuenta de capital y financiera (millones de dólares)
1986Q1 - 2006Q4**



Fuente: Banco de la República. Cálculo de los autores

C) Con las estimaciones de los 45 modelos ARIMA se realizaron pronósticos de flujos de capital esperados en los próximos 2 semestres, es decir, pronósticos para el saldo en la cuenta de capital y financiera en $t+1$ y $t+2$.

D) Por último, se decidió utilizar como *proxy* de los flujos esperados de capital en $t+1$ los pronósticos realizados en $t-2$ ¹³. El gráfico 4 muestra el saldo de la cuenta de capital y financiera y la expectativa que se tenía de lo que sería ese saldo en el futuro (es decir nuestra variable de expectativas).

3.3) Modelo econométrico

Podríamos estar tentados a realizar una estimación del tipo:

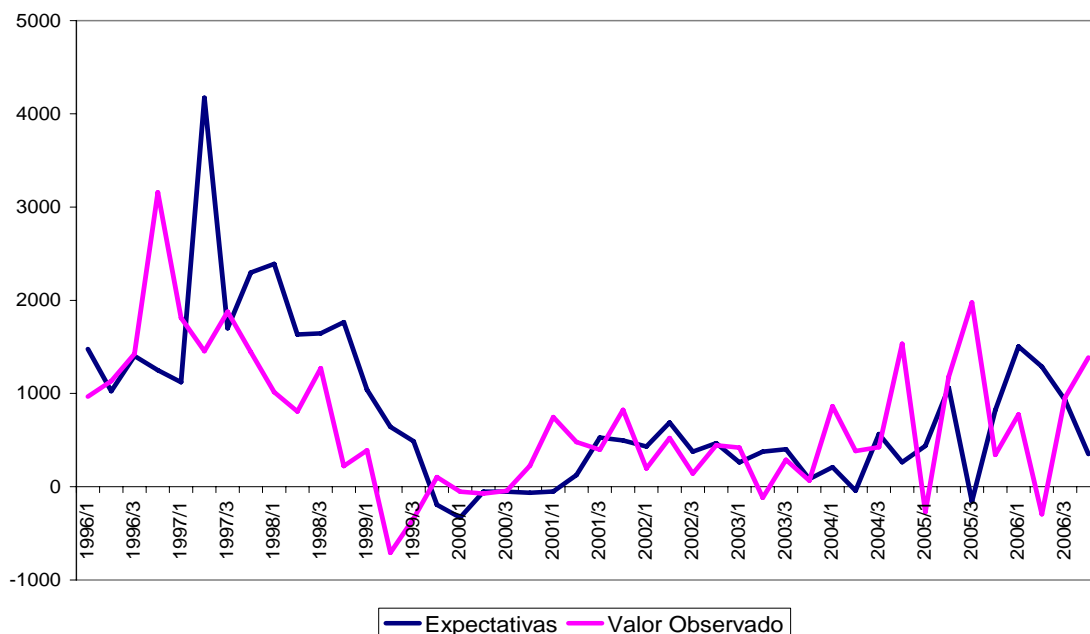
$$(3.3.1) \mu_t = \alpha_0 + \alpha_1 fa_t + \alpha_2 fa_t^e + \varepsilon_t$$

Pero es innegable la existencia de, al menos, dos problemas que impiden realizar la regresión (3.3.1). Un primer problema estadístico es la doble causalidad que puede existir entre los flujos de capital y la política monetaria. Un segundo problema surge de un posible efecto persistente en la política monetaria; esto es, que la postura monetaria de hoy sea fuertemente influenciada por su pasado. Estos dos problemas implicarían que

¹³ Posteriormente se hará explícita la razón para considerar como *proxy* los pronósticos en $t-2$ y no en t o $t-1$.

las estimaciones por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) de α_0, α_1 y α_2 fueran sesgadas e inconsistentes.

**Gráfico 4. Expectativas de flujos de capital versus valor observado
1996Q1-2006Q4 (millones de dólares)**



Fuente: Banco de la república. Cálculos propios

Dado lo anterior, una modelación de tipo VARX entre los flujos de capital y la política monetaria es pertinente; en este sentido, la forma estructural del modelo VARX viene dada por:

$$(3.3.2a) \mu_t = \gamma_{10} + \gamma_{11} fa_t^e + \gamma_{12} fa_t + \alpha_{11} fa_{t-1} + \alpha_{12} fa_{t-2} \dots + \alpha_{1p} fa_{t-p} + \beta_{11} \mu_{t-1} + \beta_{12} \mu_{t-2} \dots + \beta_{1p} \mu_{t-p} + \varepsilon_{\mu_t}$$

$$(3.3.2b) fa_t = \gamma_{20} + \gamma_{21} fa_t^e + \gamma_{22} \mu_t + \alpha_{21} fa_{t-1} + \alpha_{22} fa_{t-2} \dots + \alpha_{2p} fa_{t-p} + \beta_{21} \mu_{t-1} + \beta_{22} \mu_{t-2} \dots + \beta_{2p} \mu_{t-p} + \varepsilon_{fa_t}$$

En esta formulación es evidente que se consideran como variables endógenas la política monetaria y los flujos de capital, en tanto que la variable flujos esperados de capital se supone exógena. En este modelo ε_{μ_t} y ε_{fa_t} son las innovaciones puras de la política monetaria y de los flujos de capital, respectivamente. Suponemos que tienen comportamientos del tipo “ruido blanco gaussiano” y no correlacionados entre sí.

Como es sabido, la estimación de las ecuaciones (3.3.2a) y (3.3.2b) no es factible por MCO; por lo tanto se debe recurrir a una factorización tal que estas sean estimables. La forma reducida del modelo es¹⁴:

¹⁴ Lutkepohl, 2005, página 389, y Enders, 2004, página 264.

$$(3.3.3a) \mu_t = \gamma^*_{10} + \gamma^*_{11} fa_t^e + \alpha^*_{11} fa_{t-1} + \alpha^*_{12} fa_{t-2} \dots + \alpha^*_{1p} fa_{t-p} + \beta^*_{11} \mu_{t-1} + \beta^*_{12} \mu_{t-2} \dots + \beta^*_{1p} \mu_{t-p} + e_{\mu_t}$$

$$(3.3.3b) fa_t = \gamma^*_{20} + \gamma^*_{21} fa_t^e + \alpha^*_{21} fa_{t-1} + \alpha^*_{22} fa_{t-2} \dots + \alpha^*_{2p} fa_{t-p} + \beta^*_{21} \mu_{t-1} + \beta^*_{22} \mu_{t-2} \dots + \beta^*_{2p} \mu_{t-p} + e_{fa_t}$$

3.4) Resultados

Para determinar el número óptimo de rezagos en el modelo VARX se utilizaron los criterios de Hannan–Quinn y Schwarz y se comprobó que los residuales cumplieran las condiciones deseadas, esto es, no correlacionados, homoscedásticos y normales. El número óptimo, según los criterios antes señalados, fue uno¹⁵. Es de notar que las estimaciones se realizaron solo con datos desde 1996:1 para evitar la sobre-utilización de los datos estimados con nuestra trimestralización del saldo de la cuenta de capital y financiera. Los resultados de la estimación se reportan en la tabla 2.

Tabla 2. Resultados de ejercicio VARX estimado por MCO. Datos trimestrales 1996Q2 – 2006Q4

	μ	fa
μ_{t-1}	0.716884 [7.17457]	38.25185 [1.85547]
fa_{t-1}	0.003378 [2.39426]	0.189108 [0.64959]
fa^e	-0.001503 [-1.17596]	0.158048 [0.59933]
C	-0.901553 [-1.33636]	391.5834 [2.81327]
R²	0.725010	0.325119
R² ajustado	0.703857	0.273205

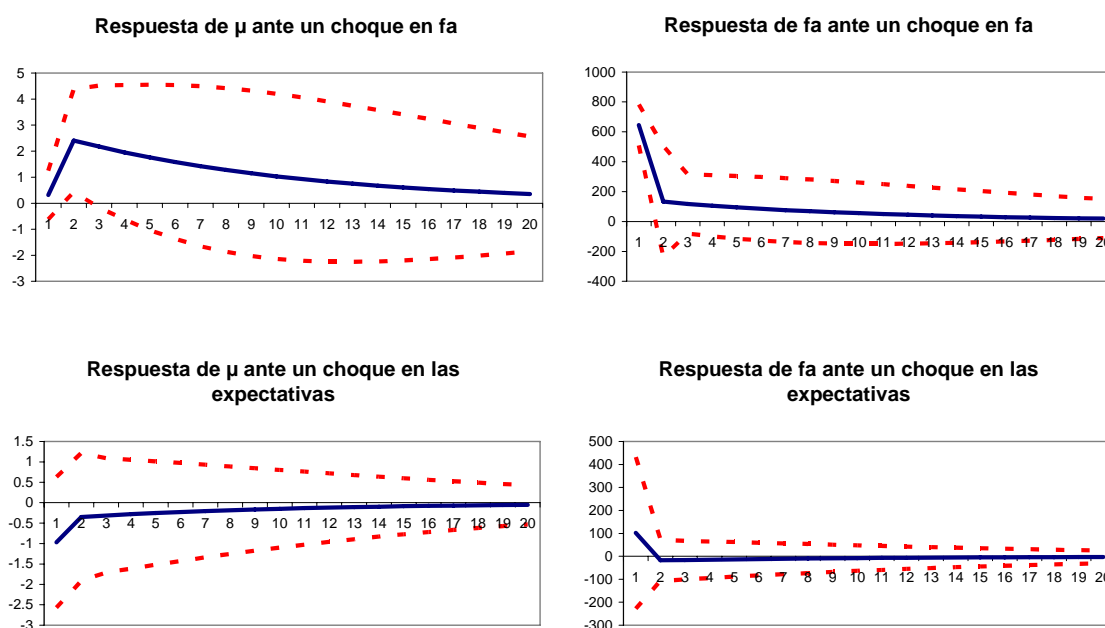
Estadístico t en corchetes

Para generar las funciones de impulso-respuesta ante choques estructurales de las variables se decidió establecer una restricción de corto plazo basada en el modelo teórico: suponemos que nuestra variable de política monetaria no afecta contemporáneamente a los flujos de capital. Es decir, dada la forma estructural del

¹⁵ Acá ha de ser claro porqué, al momento de tomar las expectativas de flujos de capital, se tuvieron en cuenta los pronósticos realizados en el instante t-2 y no en t o t-1. Esto se hizo porque si se tomaran los pronósticos realizados en el momento t estos podrían dar lugar a una doble causalidad entre los flujos presentes y los flujos futuros esperados (ecuación 3.3.2b), lo que haría que las estimaciones fueran sesgadas e inconsistentes; si, por el contrario, se tomaran en el período t-1 estos presentarían problemas de multicolinealidad alta con el rezago de t-1. Estos problemas surgen precisamente por la modelación ARIMA que se hizo de los flujos de capital.

modelo VARX presentada a través de las ecuaciones (3.3.2a) y (3.3.2b) la restricción equivale a imponer lo siguiente: $\gamma_{22} = 0$. De esta manera, las respuestas de la política monetaria y de los flujos de capital ante un choque en los flujos de capital se muestran mediante el gráfico 5¹⁶. En el mismo gráfico se muestran las respuestas de la política monetaria y de los flujos de capital ante un choque de 641,6 millones de dólares en los flujos esperados de capital¹⁷.

Gráfico 5. Respuestas de la política monetaria y de los flujos de capital ante un choque en los flujos efectivos y esperados de capital. Intervalos de confianza asintóticos del 95%



Ante los resultados reportados en la tabla 2 y el gráfico 5 se puede concluir que se aporta evidencia a favor de una de las implicaciones del modelo teórico, a saber: la política monetaria parece reaccionar positiva y significativamente ante entradas netas de capital. Sin embargo, a juzgar por nuestra variable de expectativas, no hay evidencia a favor de otra implicación teórica: que la política monetaria reacciona ante expectativas de entradas netas de capital.

3.5) Otra manera de interpretar las expectativas

Como se pudo notar en la parte anterior, las expectativas de los flujos de capital se debían introducir como el pronóstico de los flujos de capital formado en el período t-2 para evitar problemas de multicolinealidad y endogeneidad. Ahora bien, en esta parte

¹⁶ Para ver las demás las funciones de impulso-respuesta del modelo VARX, al igual que las pruebas estadísticas sobre éste, remitimos al lector al anexo 1.

¹⁷ Que es el mismo valor del choque de los flujos efectivos en el gráfico 5.

del documento se desea aprovechar esta eventual multicolinealidad para introducir una nueva forma de calcular las expectativas.

La idea ahora es suponer que las expectativas de los flujos de capital se generan mediante un proceso auto-regresivo puro del mismo orden que el correspondiente al modelo VAR. La intuición es que cuando se observan flujos de capital positivos se espera que estos sigan siendo positivos pero siempre tendiendo a un valor “de largo plazo”. Esta idea puede ser capturada por la modelación AR, así:

$$(3.5.1a) \mu_t = \gamma_{10} + \gamma_{11} fa_t^e + \gamma_{12} fa_t + \alpha_{11} fa_{t-1} + \alpha_{12} fa_{t-2} \dots + \alpha_{1p} fa_{t-p} + \beta_{11} \mu_{t-1} + \beta_{12} \mu_{t-2} \dots + \beta_{1p} \mu_{t-p} + \varepsilon_{\mu_t}$$

$$(3.5.1b) fa_t = \gamma_{20} + \gamma_{21} fa_t^e + \gamma_{22} \mu_t + \alpha_{21} fa_{t-1} + \alpha_{22} fa_{t-2} \dots + \alpha_{2p} fa_{t-p} + \beta_{21} \mu_{t-1} + \beta_{22} \mu_{t-2} \dots + \beta_{2p} \mu_{t-p} + \varepsilon_{fa_t}$$

Siendo :

$$(3.5.2) fa_t^e = c + \psi_1 fa_{t-1} + \psi_2 fa_{t-2} \dots + \psi_p fa_{t-p}$$

Suponiendo conocidos $c, \psi_1, \psi_2 \dots \psi_p$. Al reemplazar la ecuación (3.5.2) en (3.5.1a) y (3.5.1b) se tiene un modelo de la siguiente forma:

$$(3.5.3a) \mu_t = \gamma^*_{10} + \gamma_{12} fa_t + \alpha^*_{11} fa_{t-1} + \alpha^*_{12} fa_{t-2} \dots + \alpha^*_{1p} fa_{t-p} + \beta_{11} \mu_{t-1} + \beta_{12} \mu_{t-2} \dots + \beta_{1p} \mu_{t-p} + \varepsilon_{\mu_t}$$

$$(3.5.3b) fa_t = \gamma^*_{20} + \gamma_{22} \mu_t + \alpha^*_{21} fa_{t-1} + \alpha^*_{22} fa_{t-2} \dots + \alpha^*_{2p} fa_{t-p} + \beta_{21} \mu_{t-1} + \beta_{22} \mu_{t-2} \dots + \beta_{2p} \mu_{t-p} + \varepsilon_{fa_t}$$

siendo :

$$\gamma^*_{i0} = \gamma_{i0} + c \cdot \gamma_{i1}$$

$$\alpha^*_{ij} = \alpha_{ij} + \psi_j \cdot \gamma_{i1} \quad i = 1, 2 \quad j = 1, 2, 3 \dots p$$

El problema, ahora, se reduce, primero, a encontrar un VAR(p) que cumpla todas las condiciones deseables para su estimación, y, segundo, a verificar que los flujos de capital puedan expresarse como un proceso AR(p) que a su vez cumpla las condiciones deseadas de un modelo AR. Siendo así, al seguir los criterios de Hannan–Quinn y Schwarz, la nueva estimación se reporta en la tabla 3¹⁸.

Para recuperar las respuestas de las variables endógenas ante choques estructurales en ellas mismas se impuso la misma restricción que en el caso anterior. Las respuestas de la política monetaria y de los flujos de capital ante un choque en los flujos de capital se presentan en el gráfico 7.

En el gráfico 7 se puede observar una vez más que se aporta evidencia a favor de una de las implicaciones del modelo teórico: que la política monetaria responde de

¹⁸ La hipótesis según la cual los flujos de capital se pueden representar como un AR(1) no fue rechazada por los paquetes SAS, EViews y RATS. Todas las pruebas estadísticas concernientes a esta nueva estimación, así como las demás funciones de impulso-respuesta, pueden hallarse en el anexo 2.

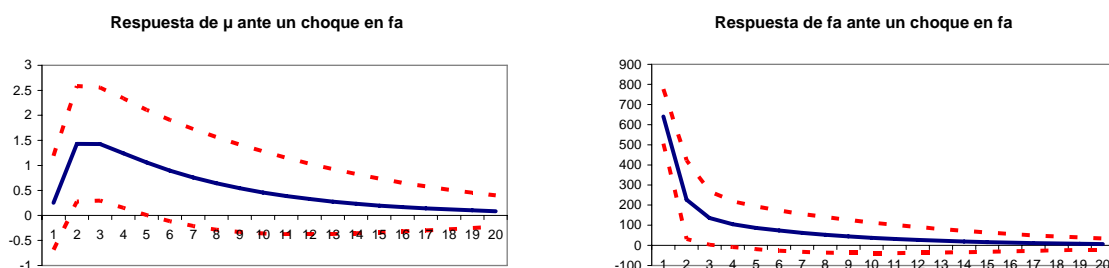
manera positiva (y significativa) ante las entradas netas de capital. En este gráfico, sin embargo, no es posible distinguir entre el efecto directo que tienen las entradas de capital sobre la política monetaria (es decir, el efecto de las entradas efectivas de capital) y el efecto indirecto que tienen aquellas sobre esta última por la vía de un incremento en las expectativas.

Tabla 3. Resultados de ejercicio VAR estimado por MCO. Datos trimestrales 1996Q2 – 2006Q4

	μ	fa
μ_{t-1}	0.684358 [7.09370]	41.67214 [2.12063]
fa_{t-1}	0.001966 [2.64253]	0.337637 [2.22826]
C	-1.078011 [-1.63119]	410.1384 [3.04679]
R²	0.715259	0.318903
R² ajustado	0.701022	0.284848

Estadístico t en corchetes

Gráfico 6. Respuestas de la política monetaria y de los flujos de capital ante un choque en los flujos de capital Intervalos de confianza asintóticos del 95%



Para diferenciar estos efectos se decidió imponer otras dos restricciones (también con base en el modelo teórico) al modelo estructural, de tal manera que permita realizar dicha desagregación. Estas dos nuevas restricciones pueden expresarse así:

A) La política monetaria en el largo plazo no debe tener ninguna tendencia a ser restrictiva o expansiva.

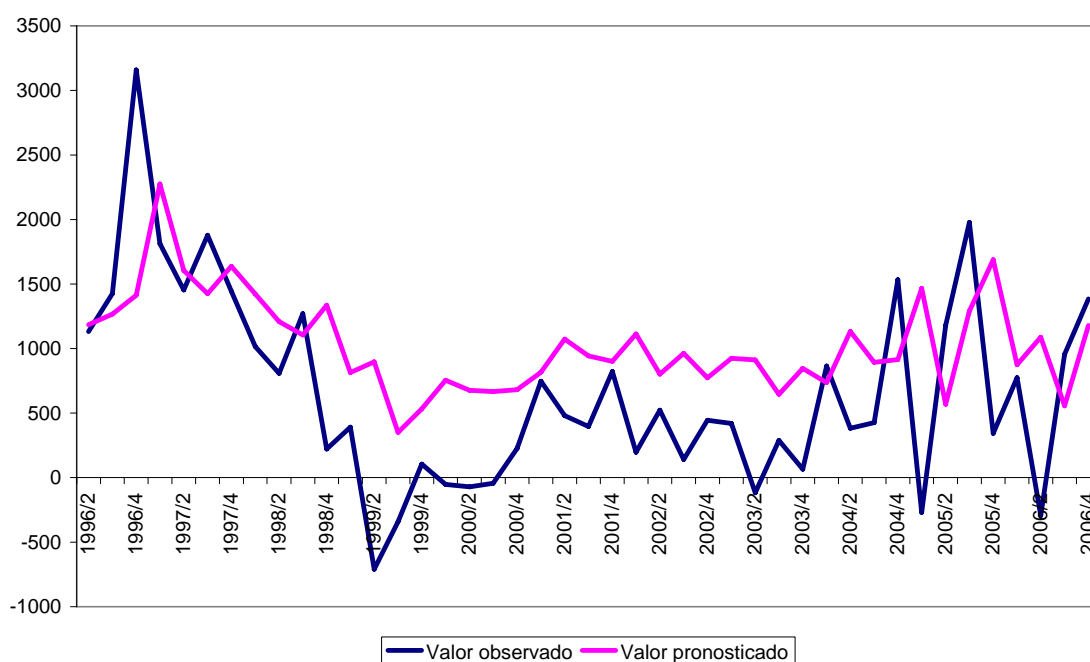
B) Las expectativas de futuras entradas de capital no tienen un efecto directo sobre los flujos observados de hoy.

Estas restricciones se pueden expresar así:

$$\gamma_{10} = \gamma_{21} = 0$$

Del paquete SAS se obtuvo una estimación para los parámetros c y ψ_1 de 703,2484 y 0,49765¹⁹ respectivamente. Tal estimación arroja implícitamente unas expectativas que se pueden observar en el gráfico 8²⁰. Con estos parámetros y ante un choque de 640 millones de dólares, las funciones de impulso-respuesta se muestran en el gráfico 8.

**Gráfico 7. Expectativas implícitas bajo modelación endógena.
1996Q2-2006Q4 (millones de dólares)**



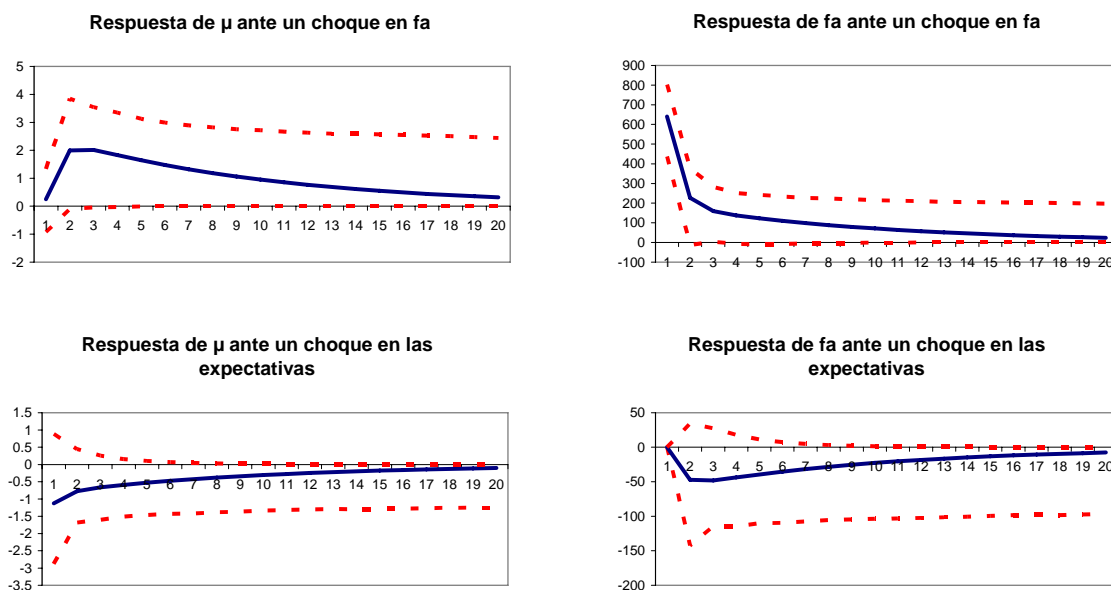
Fuente: Banco de la República. Cálculo de los autores

En el gráfico 8 se puede ver como la política monetaria parece tener un efecto positivo y estadísticamente significativo ante las entradas netas de capital, en tanto que parece tener un efecto negativo (contra-intuitivo) ante nuestra variable de expectativas. Con todo, es claro que de nuevo se aprecia un efecto neto positivo y significativo ante las entradas efectivas de capital aproximadamente similar al previamente mencionado (gráfico 6), mostrando así que la política monetaria en Colombia ha reaccionado positivamente ante episodios de entradas netas de capital al país.

¹⁹ Análogamente, los valores entregados por Eviews son 678,9905 y 0,496689 y por RATS 678,9906 y 0,496688, respectivamente.

²⁰ Agradecemos la valiosa ayuda de Luis Fernando Melo para la construcción de los intervalos de confianza. En Melo y Hamann (1998) y Melo y Riascos (2004) se encuentran explicados los intervalos de confianza *bootstrap* y asintóticos respectivamente. También agradecemos la colaboración de Munir Jalil.

Gráfico 8. Respuestas de la política monetaria y de los flujos de capital ante un choque en los flujos efectivos y esperados de capital. Intervalos de confianza por bootstrap del 95% (10.000 repeticiones)



Nota: Los intervalos de confianza son los percentiles de intervalos de confianza descritos en Efron y Tibshirani (1993)

3.6) Implicaciones del modelo y las respuestas a las preguntas iniciales

El modelo de la sección 2 tiene muchas limitaciones pero tiene las siguientes implicaciones interesantes: a) no son lineales las relaciones entre la inflación y el patrón o postura de política monetaria ni son lineales las relaciones entre devaluación e inflación a lo largo del ciclo; por tanto, de acuerdo con este modelo, no se debería esperar un “*pass-through*” constante de la devaluación a la inflación²¹; b) los flujos de capital contribuyen a moldear (acentuar, atenuar o neutralizar) los efectos de la política monetaria sobre la inflación (sin negar que la misma política monetaria contribuye a modificar los flujos de capital y los efectos de estos sobre la inflación); c) en épocas de intensas entradas de capital no debe esperarse una deflación paralela a la revaluación nominal, y, simétricamente, en épocas de salidas de capital e intensa devaluación no debe esperarse una inflación de igual intensidad a la devaluación; d) la tasa de inflación cambia poco de un año al siguiente aunque cambie sustancialmente la tasa de devaluación; e) el patrón de política monetaria cíclica no necesariamente es un reflejo de la brecha del producto; el patrón de política puede estar asociado a una brecha cíclica entre la velocidad observada de dinero y la de equilibrio; f) el patrón de política

²¹ Vargas (2007) menciona resultados de ejercicios econométricos recientes según los cuales los impactos de la devaluación sobre el aumento de los precios de los bienes importados y los impactos de éstos últimos sobre la inflación total (según el IPC) han sido variables.

monetaria es expansivo cuando se registran apreciables entradas netas de capital y revaluación nominal, y contraccionista en épocas de salidas netas de capitales y devaluación²².

¿Cómo responder las preguntas iniciales con base en este modelo?

La primera pregunta tiene una respuesta inmediata: la autoridad monetaria aprovechó la entrada de capitales para ejecutar una política monetaria expansiva sin poner en grave riesgo el proceso de reducciones graduales de la inflación.

La segunda pregunta se responde parcialmente con lo ya dicho: la autoridad monetaria tiene un incentivo para inducir una política monetaria expansiva cuando hay entradas (netas) de capitales.

La tercera pregunta puede responderse de manera condicional: la inflación futura (2008, 2009 y 2010) podrá mantenerse en niveles similares o ligeramente inferiores a los actuales pero con una política monetaria restrictiva bajo el supuesto de que en los próximos años se presente una salida (neta) de capitales.

Pero hay otro elemento a tener en cuenta a propósito de la segunda pregunta: el aumento en la demanda de saldos reales de dinero. Cuanto más intenso sea este aumento, si obedece a factores independientes de la propia política monetaria cíclica, menor será (*ceteris paribus*) el grado de laxitud aparente de esta. Es más, podemos suponer que el proceso mismo de reducción de la tasa esperada de inflación ha conducido a aumentar la demanda de dinero²³. Es posible, entonces, que aunque los agregados monetarios (en particular la base y M3) estén creciendo, como ahora (principios de abril de 2007), a tasas de 18% o 20% anual²⁴, que probablemente superan en 6 o 7 puntos la tasa de aumento del PIB nominal, parte del exceso aparente se explique por el aumento de la demanda de saldos reales de dinero, y “solo” unos 2 o 3 puntos correspondan a la laxitud de la política, aunque esto último no deja de ser una simple conjetura.

Con todo, el hecho mismo de que se estabilicen las inflaciones observada y esperada contribuirá, si lo anterior es cierto, a que se aminore la velocidad de crecimiento de la demanda de saldos reales de dinero. Esto también obligará a revisar la

²² De acuerdo con Edwards (2006) incluso los países que siguen un régimen de *Inflation Targeting* pero con una historia de inflaciones altas e inestables toman en cuenta de manera explícita la evolución de la tasa de cambio a la hora de fijar su política monetaria.

²³ Evidencia internacional al respecto se encuentra en Hernández *et al.* (2006), y colombiana reciente en González *et al.* (2006). Posada y García (2006) discuten esto de manera más amplia para el caso colombiano reciente. Vargas (2006, p. 11) parece compartir la hipótesis de efectos positivos de la reducción de la inflación sobre la demanda de saldos reales de dinero.

²⁴ Ver cifras de crecimiento anual a diciembre en Tabla 1.

postura de política monetaria, haciéndola mas restrictiva, so pena de perder la posibilidad de mantener la inflación constante o decreciente.

4. Resumen y conclusión

Con posterioridad al año 2000 la inflación colombiana ha seguido una trayectoria con una declinación modesta a pesar de que la economía colombiana es relativamente abierta y su tasa de cambio está sujeta a los vaivenes de los flujos de capital. ¿Por qué? Podrían mencionarse varias respuestas alternativas. El presente documento ofrece una: para la autoridad monetaria no es óptimo imponer o tolerar variaciones fuertes de la tasa de inflación²⁵ y, por ende, se inclina a contrarrestar los efectos que tienen los movimientos exógenos cíclicos de los flujos de capital sobre la inflación con una política monetaria pro-cíclica. Los datos de los últimos 10 años no sugieren lo contrario.

Una implicación de lo anterior es la siguiente: las perspectivas futuras en materia de inflación no son especialmente inciertas. En efecto, deberíamos esperar tasas de inflación casi iguales a las de 2006 (probablemente un poco más bajas) en los próximos años pues la autoridad monetaria aplicará (si se cumple la predicción del modelo teórico) una política monetaria restrictiva en el evento de reversión de los flujos de capital y que se presente, entonces, una salida neta de éste.

Referencias

- Arango, L. E., A. González, J. J. León, y L. F. Melo (2006). “Efectos de los cambios en la tasa de intervención del Banco de la República sobre la estructura a plazo”. *Borradores de Economía* (B. de la R.), No. 424.
- Bachmeier, L., S. Leelahanon, y Q. Li (2007). “Money Growth and Inflation in The United States”. *Macroeconomic Dynamics*, Vol. 11, No. 1.
- Bernal, R. (2003). “Monetary Policy Rules in Colombia”. *Desarrollo y Sociedad*, marzo.
- Betancourt, Y. R., H. Vargas, y N. Rodríguez (2006). “Interest Rate Pass-Through: A Micro Banking perspective”. *Borradores de Economía* (B. de la R.), No. 407.
- Champ, B., y S. Freeman (2001). *Modeling Monetary Economies* (2a. edición). Cambridge University Press.
- Chow, G. y Lin, A. L. (1971) "Best linear unbiased distribution and extrapolation of economic time series by related series". *Review of Economic and Statistics*, Vol. 53, No 4.

²⁵ Es decir, prefiere la gradualidad en materia de inflación.

- Dotsey, M., C. D. Lantz, y L. Santucci (2000). "Is Money Useful in the Conduct of Monetary Policy?" *Economic Quarterly* (Federal Reserve Bank of Richmond), Vol. 84, No. 4.
- Edwards, S. (2006). "The relationship between exchange rates and inflation targeting revisited". *Documentos de trabajo*, Banco Central de Chile, No. 409.
- Efron, B, y R. J. Tibshiani (1993). *An Introduction to the Bootstrap*. Chapman & Hall. Nueva York
- Enders, W. (2004). *Applied Econometric Time Series* (2a edición). Wiley.
- González, A., L. F. Melo y C. E. Posada (2006). "Inflación y dinero en Colombia: otro modelo P-estrella". *Borradores de Economía* (B. de la R.), No. 418.
- Guerrero, V. (1990) "Temporal disaggregation of time series: an ARIMA-based approach", *International Statistical Review*, Vol 58, No. 1.
- Guerrero, V. (1989) "Optimal conditional ARIMA forecasts", *Journal of forecasting*, Vol. 8, No 3.
- Hernández, M., M. Jalil, y C. E. Posada (2006). "¿Por qué ha crecido tanto la cantidad de dinero?: teoría y evidencia internacional (1975-2002)". *Borradores de Economía* (B. de la R.), No. 402.
- Huertas, C., M. Jalil, S. Olarte, y J. V. Romero (2006). "Algunas consideraciones sobre el canal del crédito y la transmisión de tasas de interés en Colombia". *Borradores de Economía* (B. de la R.), No. 351.
- Jalil, M., y C. Amaya (2006). "Medición del efecto de las tasas de TES en la actividad económica: primera parte". B. de la R.; documento interno (no publicado).
- Leitemo, K., y I. Lønning (2006). "Simple Monetary Policymaking without the Output Gap". *Journal of Money, Credit, and Banking*. Vol. 38, No. 6.
- Lutkepohl, H. (1993). *Introduction to Multiple Time Series Analysis* (2a edición). Springer Verlag.
- Melo, L. F., y F. A. Hamann (1998). "Inflación básica una estimación basada en VAR estructurales". *Borradores de Economía* (B. de la R.), No 93.
- Melo, L. F., y A. J. Riascos (2004). "Sobre los efectos de la política monetaria en Colombia". *Borradores de Economía* (B. de la R.), No 281.
- Obstfeld, M., y K. Rogoff (1996). *Foundations of Internacional Macroeconomics*. The MIT Press.

- Posada, C. E., y A. F. García (2006). “¿No importa la cantidad de dinero?: “*Inflation Targeting*” y la teoría cuantitativa”. *Borradores de Economía* (B. de la R.), No. 403.
- Quiliz, E. (2004) “Sobre el método de desagregación temporal de Guerero”. *Boletín trimestral de coyuntura* (INE), No 91.
- Söderström, U. (2005). “Targeting Inflation with a role for Money”. *Economica*, vol. 72, No. 288.
- Teles, P., y R. Zhou (2005). “A stable money demand: Looking for the right monetary aggregate”. *Economic Perspectives* (Federal Reserve Bank of Chicago). Primer trimestre.
- Woodford, M. (2007). “How Important is Money in the Conduct of Monetary Policy?”. *NBER*, WP 13325 (agosto).
- Vargas, H. (2007). “The Transmission Mechanism of Monetary Policy in Colombia. Major Changes and Current Features”. *Borradores de Economía* (B. de la R.), No. 431.

ANEXO 1. Pruebas estadísticas sobre el VARX y funciones de impulso-respuesta.

Gráfico A1. Respuestas de la política monetaria y de los flujos de capital ante un choque en la política monetaria. Intervalos de confianza asintóticos del 95%

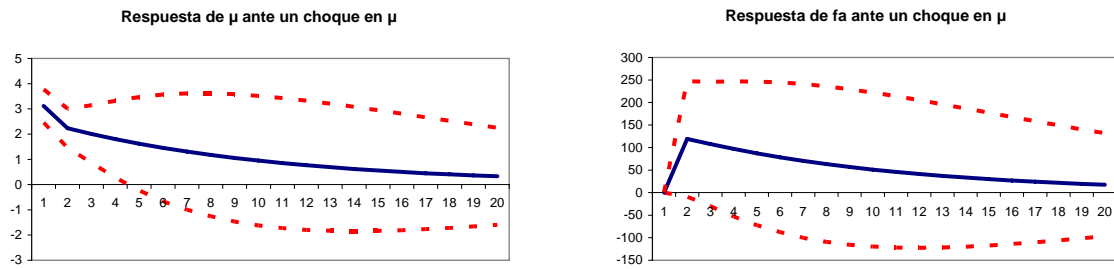


Gráfico A2. Correlaciones con dos desviaciones estándar

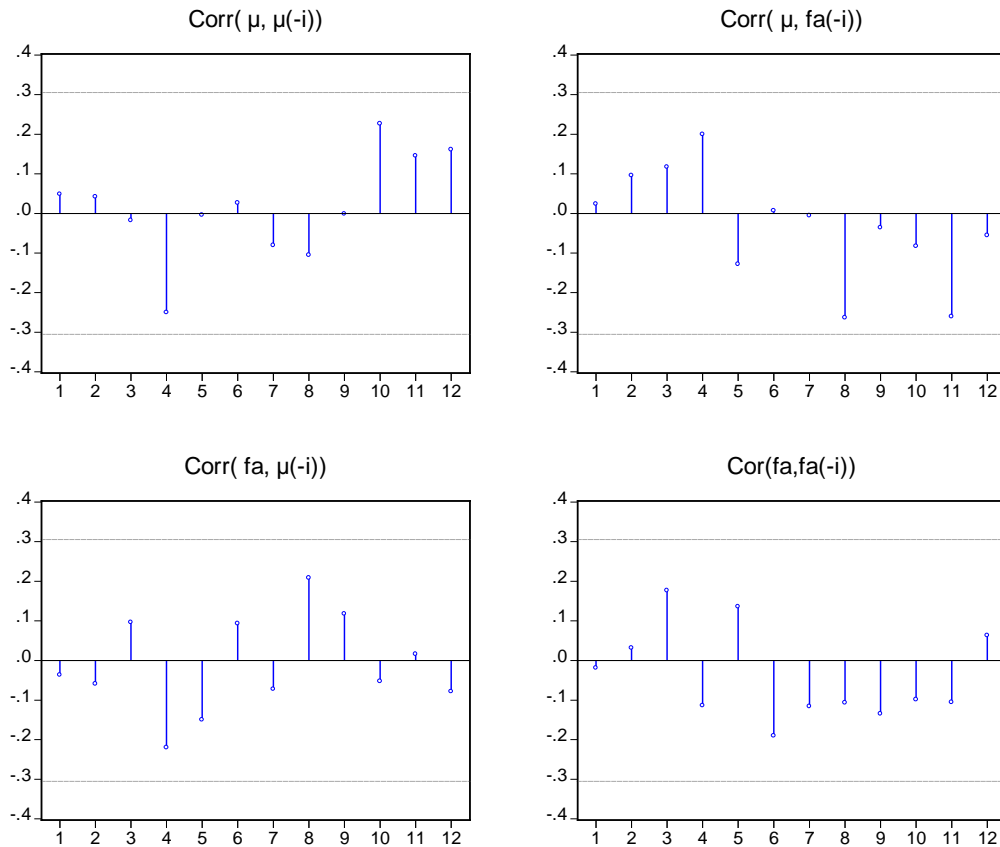


Tabla A1. Prueba de auto correlación en los residuos de PortmanteauHo: No auto correlación en los residuos hasta el rezago p .

Rezagos	Estadístico Q	P-Valor	Estadístico Q ajustado	P-Valor	Grados de libertad
2	0.849387	0.9317	0.885724	0.9266	4
3	2.941857	0.9380	3.135129	0.9256	8
4	10.04488	0.6120	10.96667	0.5318	12
5	12.89891	0.6801	14.19623	0.5841	16
6	15.04753	0.7737	16.69327	0.6728	20
7	16.03030	0.8870	17.86714	0.8094	24
8	21.81988	0.7896	24.98004	0.6289	28
9	23.37307	0.8662	26.94437	0.7204	32
10	26.60612	0.8730	31.15713	0.6981	36

Tabla A2. Prueba LM de auto correlación en los residuosHo: No auto correlación en los residuos hasta el rezago p .

Rezagos	Estadístico LM	P-Valor
1	0.279010	0.9911
2	0.720738	0.9487
3	2.422004	0.6587
4	7.735728	0.1018
5	3.266437	0.5143
6	2.768945	0.5972
7	1.198351	0.8784
8	7.378489	0.1172
9	2.525846	0.6400
10	4.397051	0.3549

Tabla A3. Raíces del polinomio característico

Raíz	Modulo
0.898936	0.898936
0.007056	0.007056

Tabla A4. Prueba de normalidad en los residuos bajo restricción: La política monetaria no afecta contemporáneamente a los flujos de capital

Ho: Los residuos se distribuyen normal multivariados

Residuos	Simetría	Chi-cuadrado	Grados de libertad	P-Valor
fa	0.496851	1.769172	1	0.1835
μ	0.106906	0.081907	1	0.7747
Conjunta		1.851079	2	0.3963

Residuos	Kurtosis	Chi-cuadrado	Grados de libertad	P-Valor
fa	4.277420	2.923646	1	0.0873
μ	2.177437	1.212260	1	0.2709
Conjunta		4.135907	2	0.1264

Residuos	Estadístico Jarque-Bera	Grados de libertad	P-Valor
Fa	4.692819	2	0.0957
μ	1.294167	2	0.5236
Conjunta	5.986986	4	0.2001

Tabla A5. Prueba de homoscedasticidad en los residuos

Ho: Homoscedasticidad en los residuos

Sin cruzar

Chi- cuadrado	Grados de libertad	P-Valor
20.02537	18	0.3314

Cruzada

Chi-cuadrado	Grados de libertad	P-Valor
23.39919	27	0.6634

ANEXO 2. Pruebas estadísticas sobre el VAR y funciones de impulso-respuesta.

Gráfico A3. Respuestas de la política monetaria y de los flujos de capital ante un choque en la política monetaria
Intervalos de confianza asintóticos del 95%

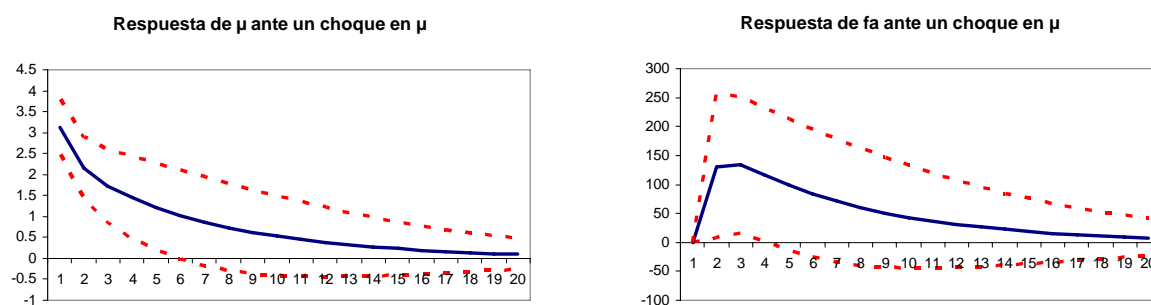
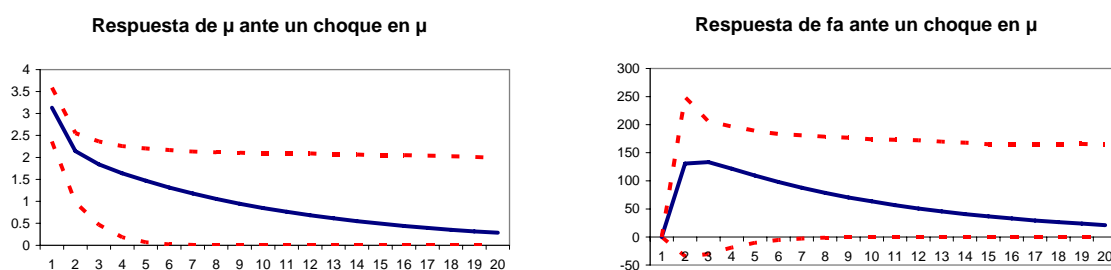


Gráfico A4. Respuestas de la política monetaria y de los flujos de capital ante un choque en los flujos efectivos y esperados de capital. Intervalos de confianza por bootstrap del 95% (10.000 repeticiones)



Nota: Los intervalos de confianza son los percentiles de intervalos de confianza descritos en Efron y Tibshirani (1993)

Gráfico A5 Correlaciones con dos desviaciones estándar

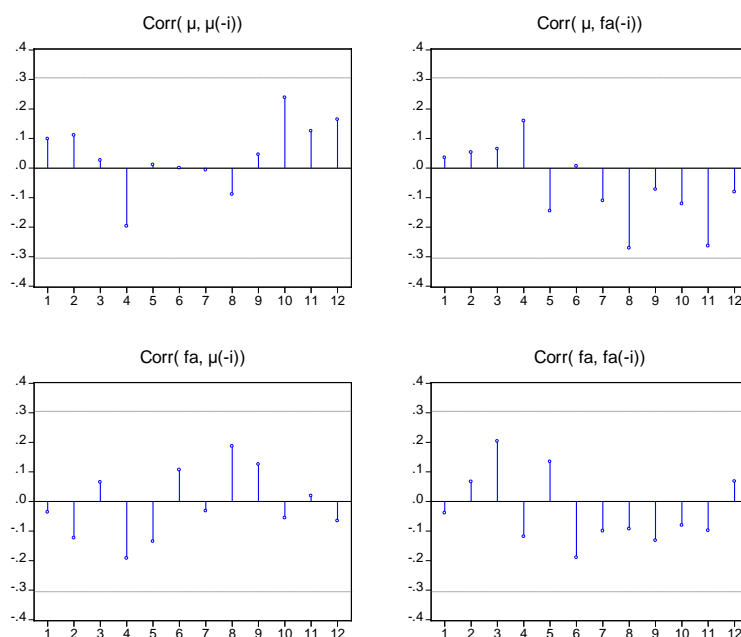


Tabla A6. Prueba de auto correlación en los residuos de PortmanteauHo: No auto correlación en los residuos hasta el rezago p .

Rezagos	Estadístico Q	P-Valor	Estadístico Q ajustado	P-Valor	Grados de libertad
2	2.197886	0.6994	2.290223	0.6825	4
3	4.198038	0.8388	4.440386	0.8154	8
4	9.141017	0.6908	9.890337	0.6256	12
5	11.94590	0.7477	13.06428	0.6681	16
6	14.16966	0.8218	15.64866	0.7382	20
7	15.08108	0.9184	16.73730	0.8596	24
8	20.39470	0.8497	23.26545	0.7196	28
9	22.19125	0.9022	25.53756	0.7837	32
10	25.90497	0.8931	30.37665	0.7327	36

Tabla A7. Prueba LM de auto correlación en los residuosHo: No auto correlación en los residuos hasta el rezago p .

Rezagos	Estadístico LM	P-Valor
1	1.310554	0.8596
2	1.718745	0.7873
3	2.292955	0.6821
4	5.329017	0.2552
5	3.278061	0.5124
6	2.770583	0.5969
7	1.092126	0.8955
8	6.985580	0.1367
9	2.899159	0.5748
10	5.714456	0.2215

Tabla A8. Raíces del polinomio característico

Raíz	Modulo
0.845619	0.845619
0.176375	0.176375

Tabla A9. Prueba de normalidad en los residuos bajo restricción: La política monetaria no afecta contemporáneamente a los flujos de capital

Ho: Los residuos se distribuyen normal multivariados

Residuos	Simetría	Chi-cuadrado	Grados de libertad	P-Valor
fa	0.338296	0.820182	1	0.3651
μ	0.149225	0.159589	1	0.6895
Conjunta		0.979771	2	0.6127

Residuos	Kurtosis	Chi-cuadrado	Grados de libertad	P-Valor
fa	4.182212	2.504079	1	0.1136
μ	2.283163	0.920657	1	0.3373
Conjunta		3.424737	2	0.1804

Residuos	Estadístico Jarque-Bera	Grados de libertad	P-Valor
1	3.324261	2	0.1897
μ	1.080246	2	0.5827
Conjunta	4.404507	4	0.3540

Tabla A10. Prueba de homoscedasticidad en los residuos

Ho: Homoscedasticidad en los residuos

Sin cruzar

Chi- cuadrado	Grados de libertad	P-Valor
15.28699	12	0.2261

Cruzada

Chi-cuadrado	Grados de libertad	P-Valor
15.83595	15	0.3930